

# 明星独董也是“花瓶”吗

## ——基于双重代理成本的视角

罗进辉 黄 震 李 莉

(厦门大学 管理学院 福建 厦门 361005)

[摘 要] 本文根据百度搜索引擎数据反映的社会知名度,把独立董事划分为明星独董和普通独董。基于中国A股上市公司2008~2010年3531个年度观察样本的实证分析发现,与聘请普通独董的上市公司相比,聘请明星独董的上市公司具有显著更高的双重代理成本(特别是第二类代理成本)和显著更低的经营业绩和市值。进一步,本文发现,明星独董主要加剧了国有企业中股东与管理层间的第一类代理问题和民营企业中大股东与中小股东间的第二类代理问题。

[关键词] 明星独董;公司治理;第一类代理成本;第二类代理成本;产权性质

[中图分类号] F276

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2014)1-0076-15

## Are Star Independent Directors Still a Decoration

### ----- Multiple Agency Costs Perspective

LUO Jin-hui, HUANG Zhen, LI Li

(School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** From the perspective of social reputation mechanism, this paper classifies independent directors into star ones and normal ones according to their social reputation. Using a data set of 3531 firm-year observations from Chinese A-share listed companies during 2008~2010, we find that compared with firms that only have normal independent directors, firms with star independent directors have higher multiple agency costs including Agency Costs I and especially Agency Costs II, and have poorer operating performance and lower market value. Further, we find that star independent directors mainly exacerbate Agency Costs I in state-owned firms and Agency Costs II in privately-owned firms respectively.

**Key Words:** star independent directors; corporate governance; Agency Costs I; Agency Costs II; property right character

### 一、引言

独立董事制度是股份有限公司的一项基本制度,旨在增强董事会的独立性,强化公司内部的制衡机制,提高公司的治理水平。2001年8月16日,中国证监会发布《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《指导意见》),明确要求境内上市公司全面引入独立董事制度。虽然中国上市公

司的独立董事制度建设已有10余年,但关于独立董事制度的有效性仍然存在很大的争议。在实务界,独立董事一直因其“不独立”、“不懂事”、“不作为”而饱受抨击,著名财经评论人叶檀女士更是一针见血地戏称中国上市公司的独立董事为“花瓶”。尽管承受着巨大的质疑,独立董事的队伍仍在不断壮大,近年来更是有张国立、陈志武、谢国忠、吴晓求、史玉柱、

[收稿日期] 2013-12-22

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目(71202061);福建省社科规划青年项目(2012C027)

[作者简介] 罗进辉(1983—),男,福建连城人,厦门大学管理学院教师,管理学博士,研究方向为公司治理、公司金融及资本市场财务会计。

巴曙松等具有很高社会知名度的明星级独立董事(简称明星独董)先后加入。特别地,2012年5月,戏称独立董事为“花瓶”的叶檀女士被ST天目(SH.600671)正式聘请为独立董事。这则消息一经发布就引起了新闻媒体的广泛关注。<sup>①</sup>外界不禁猜想,作为独立董事,类似叶檀女士这样的社会知名人士是否还会甘当“花瓶”的角色?上市公司又是出于什么目的聘请明星担任独立董事?

在学术界,许多学者把上市公司的多名独立董事视为一个整体,认为所有独立董事都是同等有效的,单纯从独立董事比例的高低来评判董事会的独立性及其治理效果<sup>[1,2]</sup>。这一做法在中国特殊的制度背景下存在很大问题,因为中国绝大部分上市公司的独立董事比例都集中在33%左右,独立董事制度的建设主要以满足中国证监会的监管要求为目的<sup>[3]</sup>。这意味着,对于中国上市公司而言,独立董事比例无法真正反映董事会独立性的差异和区分不同董事的治理效果。实际上,正是由于这一问题,目前关于中国上市公司独立董事有效性的研究文献远没有取得一致认可的结论<sup>[3-7]</sup>。在此背景下,近年来不少学者开始对独立董事的个体特征(包括年龄、学历、性别、财务背景、行政背景、社会关系网络等)所可能带来的治理效应差异展开了一系列研究<sup>[4,6-12]</sup>。例如,陈运森和谢德仁两位学者考察了独立董事的董事网络背景对其治理行为的影响,发现独立董事在整个董事网络的中心度越高,其越能发挥积极的治理作用<sup>[6,12]</sup>。然而,关于独立董事的社会知名度是否也会影响独立董事的治理行为?目前还没有研究涉及。

鉴于此,本文从独立董事的社会声誉机制出发,根据在全球最大的中文搜索引擎——百度([www.baidu.com](http://www.baidu.com))上得到的姓名检索条数来衡量独立董事的个人社会知名度,并据此把所有独立董事划分为明星独董和普通独董,进而分析明星独董对上市公司双重代理成本的经验影响关系。具体地,利用中国A股上市公司2008~2010年3531个年度观察样本数据,本文实证研究发现,具有很高社会知名度的明星独董不仅没有发挥更好的治理作用,反而加剧了上市公司的双重代理问题(特别是第二类代理问题),降低了公司的经营业绩和市场价值。进一步,本文还发现,在国有企业中,明星独董主要加剧了股东与管理层之间的第一类代理问题;在民营企业中,明星独董则主要加剧了大股东与中小股东之间的第二类代理问题。本文的研究结论启示我们,在中国特殊的制度背景下,虽然明星独董面临更强的社会声誉约束,但仍然逃脱不了充当“花瓶”的角色。更有甚者,由于明星独董的意见领袖作用,聘请明星独董反

而能够降低外界对上市公司的监督约束,帮助公司内部人创造更多的“活动空间”,成为内部人实施各种机会主义行为的“挡箭牌”,最终加剧了公司的代理问题。究其根源,在于上市公司的内部人(国企的高管和民企的大股东)实际上掌握着独立董事的提名权,出于自身利益考虑,他们引进明星独董的动机显然不是带来更多的监督而“作茧自缚”,而从上市公司领取报酬的明星董事也不大可能出来公然反对他们的提名人。

本文的创新之处主要有三点。首先,与现有大量文献把所有独立董事都看作是同等有效的做法不同,本文认为社会声誉是影响个体行为的一个重要考量因素,具有不同社会知名度的独立董事面临着不同强度的社会声誉机制约束,从而可能表现出不同的治理行为及其效果,拓展了独立董事治理作用的相关文献。其次,已有研究主要考察了独立董事与公司业绩的相关性。然而,独立董事的主要职责是监督和咨询,既不参与公司的日常经营,也不直接对公司业绩负责<sup>[13]</sup>。基于此,本文直接从双重代理成本视角检验了明星独董在监督上市公司管理层和大股东的机会主义行为中发挥的治理作用,并附加考察了明星独董对公司业绩的影响关系,从而诠释了明星董事影响公司业绩的一条具体途径。最后,尽管有部分文献涉及独立董事的声誉约束,但毫无例外地都使用了独立董事的任职公司数作为衡量标准,该指标能够反映独立董事在人力资本市场的认可程度,但没有考虑独立董事个人的社会声誉约束<sup>[5]</sup>。本文利用独立董事在互联网搜索引擎中得到的姓名检索条数来反映其个人的社会知名度,进而基于社会知名度来衡量独立董事的社会声誉约束程度,突破了独立董事声誉机制研究的长期局限,对未来研究具有重要的参考价值。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一)相关文献回顾

独立董事制度的有效性问题,一直是公司治理领域的热点研究话题之一。在英美等国上市公司中,股权高度分散导致股东大会对董事会和管理层制约的弱化,广大中小股东由于参与监督的成本收益问题而存在普遍的“搭便车”行为。另一方面,英美等国公司治理结构的特征是“一元制”的董事会,在治理结构中没有独立的监督机构。在此背景下,作为一种替代方式,独立董事制度成为了英美等国强化公司内部制衡机制的一个有效选择。因此,早在20世纪40年代,美国证券交易委员会就通过立法,要求公司建立独立董事制度以保护投资者利益。然而,关于独立董事的治理作用,美国资本市场的经验证据并

未取得一致的结论。例如,Core、Nguyen 和 Nielsen 等学者研究发现,独立董事能够有效监督管理层,提高公司业绩和给股东带来价值增值<sup>[2,14]</sup>。另一些文献则发现,董事会独立性与公司绩效间不存在显著的影响关系<sup>[15,16]</sup>。更有甚者,Fosberg 发现,引入独立董事反而降低了公司价值<sup>[17]</sup>。Harford 以公司接管事件为研究对象发现,接管过程中目标企业的独立董事会为了自身利益而抵制接管要约,从而损害股东利益<sup>[18]</sup>。特别地,Bhagat 和 Black 研究发现,董事会的独立性不是越高越好,独立董事比例与公司长期业绩间存在一种非线性的倒 U 型关系<sup>[19]</sup>。

在中国,随着 2001 年《指导意见》的发布和独立董事制度的正式启动,独立董事制度的有效性问题吸引了大量中国学者的关注。胡勤勤和沈艺峰、于东智和王化成、谭劲松等、李常青和赖建清等学者率先对中国独立董事制度的实施效果进行了检验,结果发现,引入独立董事不仅没有提高反而可能降低公司的经营业绩<sup>[20-23]</sup>。伴随独立董事制度的完善和相关研究的深入,后续涌现出的大量文献同样没有取得一致结论。例如,Peng、支晓强和董盼、王跃堂等、叶康涛等、Luo 等学者的研究发现,独立董事比例越高,管理层行为越可能受到独立董事的公开质疑,大股东侵占中小股东利益的问题越轻,公司的盈余质量越高,对公司绩效的促进作用则越强<sup>[5,10,13,24-26]</sup>。高雷等、王兵、唐雪松等学者没有发现独立董事能够履行监督职责以保护投资者利益的经验证据<sup>[27-29]</sup>。Su 等人更是发现,独立董事比例与股权集中度呈 U 型曲线关系,表明在中国特殊制度背景下,独立董事实际上受到大股东的控制进而沦为大股东攫取控制权利的平台和工具<sup>[30]</sup>。与此同时,不少学者开始意识到独立董事背景对独立董事治理行为的潜在重要影响。魏刚等、胡奕明和唐松莲、余峰燕和郝项超、叶康涛等、陈运森和谢德仁等分析了独立董事的财务背景、政府背景、教育背景、社会网络关系等对独立董事治理行为的影响<sup>[4-7,11]</sup>。

综观国内外现有相关文献,本文发现主要存在两个问题。(1)大量文献主要考察了独立董事与公司业绩间的相关性,但公司业绩的影响因素众多,且独立董事并不直接对公司业绩负责,这使得我们很难对现有相互矛盾的研究结论给予合理解释。(2)长期以来,大量学者单纯以独立董事比例来评判董事会的独立性及其治理效果,在世界范围内董事会结构不断趋同的大背景下,独立董事比例已经很难反映董事会独立性的差异和真正区分不同董事的治理效果。因此,区别于以往研究,本文直接从独立董事的监督职责出发,分析明星独董在缓解双重代理问题

中的治理效果及其差异,从而加深对独立董事治理行为的认识。

## (二)研究假设提出

引入独立董事制度的最初目的是缓解股东与管理层间的第一类代理问题<sup>[31]</sup>。在中国,上市公司股权结构的高度集中,使得公司往往置于一个或少数几个大股东的控制之下,产生了大股东侵占中小股东利益的第二类代理问题。中国证监会引入独立董事制度的主要目的之一,就是为了抑制大股东的利益侵占行为<sup>[13]</sup>。因此,在中国上市公司中,独立董事需要同时监督管理层和大股东的机会主义行为,降低股东与管理层之间以及大股东与中小股东之间的双重代理成本。

近年来,信息化浪潮的推进和互联网的普及,媒体的作用与日俱增,逐渐发展成为独立于立法、行政和司法之外的“第四权”,从而成为经济社会的一支重要监督力量<sup>[32]</sup>。明星独董由于个人良好的社会知名度,自然容易成为媒体关注乃至监督的焦点,他们的微小过错或问题都可能成为社会舆论聚焦和媒体炒作的对象,迫使他们无论履职还是行事都需要更加小心谨慎。而且,媒体对股票市场的关注和偏好似乎是天生的,上市公司的代理问题及其引发的各种公司丑闻常常占据着各大新闻媒体的头版头条而饱受关注<sup>[33,34]</sup>。因此,相比于普通独董,明星独董倘若有渎职行为被媒体曝光,将很可能“一石激起千层浪”而成为社会公众讨伐的“众矢之的”,最终对其个人的声誉和事业造成不可估量的负面影响。也就是说,高强度的媒体监督和高昂的渎职成本将有利于激励明星独董更加勤勉尽责地发挥其监督职能,降低公司的双重代理成本。此外,明星独董由于个人已有的社会地位和良好声誉,他们无论在经济收入还是未来的事业发展方面都更不会受到所任职公司的约束与牵制。这意味着,与普通独董相比,明星独董具有更好的独立性,使得他们更有可能对管理层或大股东的经营决策和不合理行为提出公开质疑并发表反对意见,从而缓解公司的双重代理问题。因此,我们有理由认为,存在明星独董的上市公司具有更低的双重代理成本。

另一方面,我国的独立董事制度仍不完善,独立董事的提名权实际被上市公司大股东和高管垄断<sup>[28,29]</sup>。作为“理性经济人”,大股东和高管很难有动机去引进勤勉尽责的独立董事来监督自己而“作茧自缚”,而更有可能引进“明人情”、“懂事理”的独立董事以方便实现自己的利益诉求。因此,在中国当前的制度背景下,即使是明星独董,也很难成为“花瓶”独董中的例外群体。而且,更为重要的是,大股东和



高管提名并引进明星独董还可能为其实施机会主义行为创造更多的“活动空间”。因为明星独董的公众形象和社会声誉,能够帮助公司树立良好的品牌形象和带来社会公众的更多信任,从而减少外界对公司的监督与质疑。正如中国著名营销策划专家叶茂中先生所言:“中国的大众普遍不是很自信,需要意见领袖的引导,而明星在某种程度上扮演了意见领袖的角色。”因此,具有意见领袖角色的明星独董很可能成为大股东和高管的“挡箭牌”而加剧公司的双重代理问题。此外,与普通独董相比,明星独董拥有更繁杂的个人事务和更紧密的行程安排,从而更难以抽出足够的时间和精力来履行其作为独立董事的监督职责,这也是目前上市公司独立董事饱受抨击的主要问题之一<sup>[5,25]</sup>。

综上所述,关于明星独董的治理作用,不同角度的理论分析得到了完全相反的观点,至于哪一种观点在中国当前的制度背景下占优,则将是本文经验研究所要回答的问题。为此,本文提出两个对立的子假设。

假设 H1a:限定其他条件,拥有明星独董的上市公司具有更低的双重代理成本。

假设 H1b:限定其他条件,拥有明星独董的上市公司具有更高的双重代理成本。

在中国,不同产权性质的上市公司中,两类代理问题的严重性存在着明显差别<sup>[35]</sup>。国有控股上市公司中,国家代表全体公民出资成为公司的控股股东,这一事实造成了出资人本质上的“缺位”,使得管理层成为公司的实际控制人,即所谓的“内部人控制<sup>[36]</sup>”。一方面,这些掌握着实际控制权的国企高管往往不具有对企业剩余收益的索取权,因而具有很强的动机攫取控制权私利;另一方面,国企高管通常都是由政府直接指派或任命且常具有明确的政府官员等级,为了追求政治晋升,国企高管常常牺牲公司的整体利益来达到提供就业机会、实现政府税收等政治目标<sup>[37]</sup>,而经营目标多重性的本身也使得投资者和董事会很难对国企高管进行科学考核与监督激励。此外,由于中国政府对国企高管薪酬的长期管制,扭曲了国企高管的相对收入水平,使得具有一定合理性的在职消费成为国企高管提高收入的替代性选择,导致高管的过度在职消费行为成为国有企业代理成本的主要来源之一<sup>[38]</sup>。因此,在中国国有上市公司中,股东与管理层之间的第一类代理问题是公司治理需要解决的最主要问题。中国民营上市公司面临的主要问题是控股家族侵占中小股东利益的第二类代理问题,且第一类代理问题已经内化于第二类代理问题。因为在民营上市公司中,高管

多为控股家族成员或由控股家族推荐任命,其代表的主要是控股家族的利益。与此同时,中国民营上市公司普遍存在“金字塔”控股结构,控股家族的控制权和现金流权高度分离,大大降低了控股家族侵占中小股东利益的掏空成本,从而加剧了公司的第二类代理问题<sup>[26,39]</sup>。

根据上述的理论分析结论,在中国特殊的制度背景下,不同产权性质的上市公司的主要代理问题是不一样的。那么,明星独董在不同产权性质上市公司中所要面对和解决的代理问题也是不一样的,因而提出本文的第二个研究假设。

假设 H2:限定其他条件,明星独董对两类代理成本的影响在不同产权性质企业中存在明显差异。具体地,明星独董主要可能对国有企业的第二类代理成本和民营企业的第二类代理成本产生显著影响。

### 三、实证研究设计

#### (一)样本选取与数据来源

根据研究需要,本文选取中国沪深两市A股上市公司2008~2010年间的5 008个年度观察样本作为初始样本。不失一般性,为了避免异常数据的影响,本文对样本进行了筛选:(1)剔除样本考察期间曾被ST、\*ST的年度观察样本337个;(2)剔除资不抵债的公司样本306个;(3)剔除同时发行B股或H股的公司样本406个;(4)剔除金融业公司样本51个;(5)剔除数据缺失样本377个。最终,本文得到的有效年度观察样本为3 531个,其中2008年1 082个,2009年1 181个,2010年1 268个。

本文使用的上市公司明星独董数据通过百度搜索引擎(<http://baidu.com>)手工收集整理得到,上市公司的财务会计数据和治理结构数据则来自国泰安(CSMAR)数据库。本文主要使用计量软件Stata10.1进行统计分析。

#### (二)变量定义与度量

1.因变量。本研究的因变量是上市公司的第一类代理成本和第二类代理成本。借鉴Ang等、李寿喜、罗进辉等学者的做法,本文使用经营费用率和总资产周转率两个指标来度量股东与管理层间的第一类代理成本<sup>[34,40,41]</sup>。其中,经营费用率能够反映管理层对包括在职消费在内的实物消费所引致的代理成本的控制效率,而总资产周转率则能够反映管理层对公司资产的利用效率,进而衡量管理层以闲暇享受代替努力工作所带来的效率损失及其成本。具体地说,上市公司的经营费用率越高或总资产周转率越低,股东与管理层间的第一类代理成本就越高,反之则相反。

参考 Jiang 等、陈运森、罗进辉等学者的度量方法,本文使用其他应收款占公司总资产的比率来衡量大股东与中小股东之间的第二类代理成本<sup>[3,34,42]</sup>,因为研究表明,以“暂借款”形式形成的其他应收款项具有很好的隐蔽性,是中国上市公司大股东侵占中小股东利益的主要形式和内容<sup>[42]</sup>。因此,上市公司的其他应收款情况能够较好反映大股东侵占中小股东利益的第二类代理问题,其他应收款占比越高,表明大股东与中小股东之间的第二类代理成本也就越高。

2.自变量。借鉴 Ferris 等人的做法,关于明星独董的度量,本文使用独立董事个人在互联网上的受关注程度作为评判标准<sup>[43]</sup>。因为随着互联网在中国的不断普及,各类网站和网络门户已经成为广大民众获取信息的最主要途径之一,而且个体的社会知名度也与其在互联网上的受关注程度高度相关。例如,中国著名篮球运动员姚明,其在百度搜索引擎中得到的个人检索条数为 9 520 万余条,这一检索结果与其社会知名度高度匹配。特别地,近年来越来越多的学者开始使用网络媒体数据开展相关的实证研究并得到了学术界的普遍认可<sup>[33,34]</sup>。因此,全球最大的中文搜索引擎——百度([www.baidu.com](http://www.baidu.com))为我们获取评判明星独董的客观可信数据提供了便利和可能。具体地,针对 2008~2010 年间中国上市公司聘请的共计 6 190 位独立董事名单,第一步,通过百度搜索引擎单独对独立董事姓名进行逐一准确检索,得到每位独立董事在互联网上的个人检索总条数(N)<sup>②</sup>;第二步,对独立董事姓名和其所任职上市公

司的股票代码同时进行逐一准确检索,得到每位独立董事因其担任上市公司独立董事而受到的网络检索条数(N1);第三步,每位独立董事因其个人因素得到的网络检索条数  $N2=N-N1$ ,而且 N2 的值越大,意味着该独立董事的社会知名度越高;第四,根据所有独立董事得到的纯个人网络检索条数 N2 进行排名,本文把检索条数排名在前 15%的独立董事界定为明星级独立董事,也即本文的研究对象——明星独董(STAR)。进一步,由于个别独立董事的姓名与一些日常用语重名(例如,强力、高潮、高峰、黎明、平衡、向前、雷达、章程等),使得其在百度搜索引擎上得到的个人检索条数高达上亿条。鉴于这一特殊异常情况,本文剔除个人网络检索条数排名在前 1%的独立董事名单,进而利用一个更干净的独立董事网络检索数据来界定明星独董,得到另一个代理变量 adj\_STAR。此外,出于稳健性考虑,本文还分别使用了 10%和 5%作为界定明星独董的分界标准,发现得到的相关分析结果基本保持一致,故下文文中不再赘述。

3.控制变量。借鉴现有关于代理成本的研究文献<sup>[3,34,41,42]</sup>,本文控制了公司特征、年度、行业、内外部治理机制等因素可能对上市公司双重代理成本产生的系统影响。特别地,本文还控制了上市公司控股股东终极现金流权与终极控制权分离的影响,因为大量研究表明两权分离是影响第一类和第二类代理成本的重要因素之一<sup>[34,44]</sup>。

变量的符号和具体定义如表 1 所示。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
第一类代理成本	Agency_cost1_1	经营费用率,等于管理费用和销售费用之和与主营业务收入的比值
	Agency_cost1_2	资产周转率,等于主营业务收入与公司总资产的比值
第二类代理成本	Agency_cost2	其他应收款占比,等于其他应收款与公司总资产的比值
明星独董	STAR	哑变量,若公司存在独立董事在百度搜索引擎中得到的个人检索条数在所有上市公司独立董事中排名前 15%,取值 1,否则为 0
	adj_STAR	哑变量,若公司存在独立董事在百度搜索引擎中得到的个人检索条数在所有上市公司独立董事中排名前 15%(剔除前 1%的异常样本后),取值 1,否则为 0
第一大股东持股	Top1	第一大股东持有股份与公司总股份的比值
股权制衡结构	Blocks	哑变量,若第二大股东持股比例不低于 5%,取值 1,否则为 0
机构投资者持股	Institution	机构投资者持有股份与公司总股份的比值
董事会规模	Boardsize	公司董事会的总席位数
独立董事比例	Indboard	独立董事席位与董事会总席位的比值
管理层持股	Mshare	管理层持有股份与公司总股份的比值
高管薪酬	Compensation	前三名高管薪酬总额的自然对数值
两职兼任	Duality	哑变量,若董事长与总经理两职由一人担任,取值 1,否则为 0
聘请四大	Big4	哑变量,若公司聘请四大会计师事务所审计,取值 1,否则为 0

(续表1)

国有性质	State	哑变量 若控股股东为国有单位或国有法人 取值 1 ,否则为 0
公司规模	Size	公司总资产的自然对数值
负债水平	Leverage	公司总负债与总资产的比值
固定资产比例	Tangible	公司固定资产与总资产的比值
成长机会	Growth	(当年主营业务收入-上一年主营业务收入)/上一年主营业务收入
上市年限	Age	公司IPO以来所经过的年份数
行业变量	Industry	根据中国证监会关于上市公司的行业分类标准 构建12个哑变量分别代表各个行业(金融业除外)
年度变量	Year	构建3个哑变量分别代表2008年、2009年、2010年

### (三)计量模型

为了科学检验明星独董对上市公司双重代理成本的影响作用 本文构建了如下的计量模型(1)：

$$Agency\_cost_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \{ STAR_{i,t}, adj\_STAR_{i,t} \} + \sum \beta_j Governance_{i,t} + \sum \beta_k Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中  $Agency\_cost_{i,t}$  代表双重代理成本变量； $\{ STAR_{i,t}, adj\_STAR_{i,t} \}$  代表明星独董的两个哑变量； $Governance_{i,t}$  代表第一大股东持股、股权制衡、机构投资者持股、董事会规模、独立董事比例、管理层持股、高管薪酬、两职兼任、聘请四大等内外部多种治理机制的代理变量； $\sum Control_{i,t-1}$  则包括了公司规模、负债水平、固定资产比例、成长机会、上市年限、年度、行业等控制变量； $i$  表示第  $i$  个公司， $t$  表示第  $t$  年； $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。在下文的多元回归分析中 本文主要使用 OLS 方法来估计计量模型(1)的相关参数，而在稳健性检验部分则使用了面板数据的固定效应模型估计方法。为了消除异常值的影响 本文对衡量双重代理成本的三个连续变量都进行了上下1%的 winsorize 缩尾处理。与此同时 所有 OLS 回归模型的方差膨胀因子 VIF 值都小于临界值 10 表明本文回归模型的多重共线性问题比较轻，计量模型的估计结果稳健可靠。

## 四、实证结果分析与讨论

### (一)描述性统计分析结果

表 2 列示了样本数据的描述性统计分析结果。

(1) 与本文对明星独董的界定标准基本相符 近 14.1%(13.3%) 的样本公司聘请了具有很高社会知名度的明星级独立董事，而且这些样本公司绝大部分都只聘请了一位明星独董。(2)样本公司的平均经营费用率为 14.5%，总资产周转率平均为 0.706 表明平均而言，样本公司每实现 1 单位的营业收入需要付出 0.145 单位的经营成本，总资产的周转天数则为 517 天。(3)样本公司中 第一大股东持股比例平均为 36.4%，49.3%的样本公司存在多个大股东制衡的股权结构。与此同时 49.6%的样本公司的终极控制人存在现金流权与控制权的两权分离现象，且 56%的样本公司为国有控股的上市公司。(4)正如引言部分所指出的，样本公司的独立董事比例平均为 36.4% 中位数为 33.3% 都高度接近于 1/3 的政策要求，意味着样本公司在独立董事比例指标上的差异非常小，因而以往文献仅以独立董事比例来衡量和反映中国上市公司独立董事的治理作用是不尽合理的。此外 其他变量的描述性统计结果没有发现异常情况。

表 2 样本数据的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
STAR	3531	0.141	0.348	0	0	0	0	1
adj_STAR	3531	0.133	0.340	0	0	0	0	1
Agency_cost1_1	3531	0.145	0.118	0.017	0.070	0.113	0.179	0.704
Agency_cost1_2	3531	0.706	0.487	0.058	0.375	0.599	0.887	2.692
Agency_cost2	3531	0.020	0.029	0.000	0.004	0.010	0.023	0.186
Size	3531	21.478	1.077	18.184	20.727	21.375	22.128	26.402
Leverage	3531	0.475	0.189	0.000	0.337	0.488	0.622	0.996
Tangible	3531	0.270	0.180	0.000	0.132	0.243	0.386	0.960
Growth	3531	0.295	2.707	-0.986	-0.027	0.131	0.313	149.082
Age	3531	7.973	4.629	0	4	9	12	19
Top1	3531	0.364	0.152	0.035	0.240	0.345	0.479	0.852
Wedge	3531	0.496	0.500	0	0	0	1	1



(续表2)

Blocks	3531	0.493	0.500	0	0	0	1	1
Institution	3531	0.469	0.217	0.000	0.309	0.484	0.631	0.982
Boardsize	3531	9.121	1.792	3	9	9	9	17
Indboard	3531	0.364	0.053	0.091	0.333	0.333	0.375	0.800
Mshare	3531	0.046	0.132	0.000	0.000	0.000	0.001	0.748
Compensation	3531	13.701	0.748	10.361	13.221	13.713	14.196	16.166
Duality	3531	0.155	0.362	0	0	0	0	1
Big4	3531	0.029	0.169	0	0	0	0	1
State	3531	0.560	0.496	0	0	1	1	1

(二)相关系数分析结果

表3列示了各主要变量两两间的Pearson相关系数。从表3可以看到(1)明星独董哑变量与第一类代理成本变量不存在显著的相关关系,但与第二类代理成本变量显著正相关,这一结果与本文的假设H1b相吻合,即控股股东提名并聘请明星独董,不是为了“作茧自缚”,而是为其侵占中小股东利益的行为提供“挡箭牌”,因而加剧了公司的第二类代理问题。(2)负债水平、固定资产比例、国有性质等与明星独董显著正相关,表明国有控股的、负债水平高的、固定资产比例大的上市公司更倾向于聘请明星独董。(3)第一大股东持股、机构投资者持股、董事会

规模、高管薪酬等都与双重代理成本显著负相关,意味着这些治理机制都能够有效缓解上市公司的双重代理问题。(4)与本文预期相符,控股股东的两权分离与实物消费衡量的第一类代理成本和其他应收款占比衡量的第二类代理成本都显著正相关,表明两权分离下控股股东倾向于减少对管理层的监督并增加对中小股东的利益侵占,从而加剧了上市公司的双重代理问题。此外,其他控制变量间的两两相关系数绝大部分都远小于0.5,因而在下文的多元回归分析中同时引入这些控制变量时不会发生严重的多重共线性问题。

表3 主要变量的Pearson相关系数

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 STAR	1.000									
2 adj_STAR	0.950*	1.000								
3 Agency_cost1_1	-0.002	0.002	1.000							
4 Agency_cost1_2	-0.007	-0.013	-0.307*	1.000						
5 Agency_cost2	0.061*	0.060*	0.171*	-0.070*	1.000					
6 Size	0.006	0.011	-0.354*	0.064*	-0.102*	1.000				
7 Leverage	0.034*	0.029	-0.295*	0.126*	0.136*	0.384*	1.000			
8 Tangible	0.046*	0.050*	-0.131*	0.018	-0.175*	0.110*	0.078*	1.000		
9 Growth	0.009	0.008	-0.014	-0.018	0.026	0.058*	0.044*	-0.044*	1.000	
10 Age	-0.007	-0.010	0.014	-0.037*	0.140*	0.201*	0.266*	0.004	-0.012	1.000
11 Top1	-0.010	-0.008	-0.214*	0.091*	-0.159*	0.269*	0.023	0.040*	0.070*	-0.139*
12 Wedge	-0.020	-0.016	0.057*	0.014	0.039*	-0.075*	0.019	-0.047*	-0.013	0.013
13 Blocks	0.012	0.012	0.121*	-0.025	-0.042*	-0.227*	-0.118*	-0.046*	0.026	-0.269*
14 Institution	0.027	0.029	-0.103*	0.108*	-0.124*	0.234*	0.034*	0.023	0.058*	-0.072*
15 Boardsize	0.086*	0.084*	-0.104*	0.048*	-0.100*	0.279*	0.114*	0.136*	0.000	-0.038*
16 Indboard	0.007	0.005	0.018	-0.033	0.049*	0.016	-0.036*	-0.065*	0.001	0.009
17 Mshare	-0.042*	-0.039*	0.082*	-0.004	-0.053*	-0.223*	-0.228*	-0.126*	-0.009	-0.482*
18 Compensation	-0.050*	-0.044*	-0.066*	0.138*	-0.099*	0.364*	-0.001	-0.137*	0.030	0.013
19 Duality	-0.019	-0.019	0.099*	-0.022	-0.015	-0.168*	-0.147*	-0.072*	0.000	-0.190*
20 Big4	0.006	0.011	-0.026	0.046*	-0.043*	0.240*	0.052*	0.017	0.002	-0.003
21 State	0.045*	0.044*	-0.160*	0.068*	-0.070*	0.307*	0.160*	0.175*	0.020	0.243*
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20

(续表3)

11 Top1	1.000									
12 Wedge	-0.059*	1.000								
13 Blocks	-0.322*	0.105*	1.000							
14 Institution	0.459*	0.131*	0.069*	1.000						
15 Boardsize	0.035*	-0.043*	0.042*	0.154*	1.000					
16 Indboard	0.029	-0.035*	-0.045*	-0.045*	-0.261*	1.000				
17 Mshare	-0.093*	-0.176*	0.262*	-0.396*	-0.123*	0.045*	1.000			
18 Compensation	0.086*	-0.012	-0.017	0.176*	0.123*	0.030	0.013	1.000		
19 Duality	-0.046*	0.026	0.093*	-0.078*	-0.131*	0.058*	0.203*	0.023	1.000	
20 Big4	0.114*	0.052*	-0.011	0.106*	0.069*	0.050*	-0.035*	0.173*	-0.005	1.000
21 State	0.205*	-0.392*	-0.239*	0.204*	0.228*	-0.061*	-0.370*	0.061*	-0.232*	0.043*

注：\*表示至少 5%的统计显著水平(双尾检验)。

(三)分组差异分析结果

根据样本公司是否聘请了明星独董，我们把全样本划分为明星独董子样本和普通独董子样本。在此基础上，本文通过均值差异的 T 检验方法和中位数差异的 Mann-Whitney 非参数检验方法检验了两个子样本间在各主要变量上是否存在显著差异，结果如表 4 所示。

表 4 主要变量的分组差异分析结果

	Star=1 (N=499)			Star=0 (N=3032)			T/Z检验值
	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差	
Agency_cost1_1	0.144	0.114	0.119	0.145	0.113	0.118	-0.128/-0.228
Agency_cost1_2	0.697	0.611	0.472	0.707	0.598	0.490	-0.422/-0.032
Agency_cost2	0.025	0.012	0.035	0.020	0.010	0.028	3.601***/3.003***
Size	21.494	21.396	1.058	21.476	21.375	1.080	0.349/0.599
Leverage	0.491	0.503	0.181	0.472	0.485	0.190	2.024**/1.653*
Tangible	0.291	0.264	0.186	0.267	0.241	0.179	2.750***/2.661***
Growth	0.353	0.200	1.356	0.286	0.121	2.869	0.516/5.372***
Age	7.894	8	4.352	7.986	9	4.674	-0.413/-0.472
Top1	0.361	0.350	0.150	0.365	0.345	0.152	-0.594/-0.392
Wedge	0.471	0	0.500	0.500	0	0.500	-0.614/-0.855
Blocks	0.507	1	0.500	0.490	0	0.500	0.686/0.686
Boardsize	9.499	9	1.885	9.059	9	1.769	5.099***/4.944***
Indboard	0.364	0.333	0.053	0.363	0.333	0.053	0.395/-0.255
Mshare	0.033	0.000	0.114	0.049	0.000	0.134	-2.498***/-1.648*
Compensation	13.608	13.640	0.760	13.716	13.724	0.745	-3.001***/-2.948***
Duality	0.138	0	0.346	0.158	0	0.365	-1.144/-1.144
Institution	0.484	0.507	0.216	0.467	0.481	0.218	1.606*/1.547
Big4	0.032	0	0.176	0.029	0	0.168	0.372/0.372
State	0.615	1	0.487	0.551	1	0.497	2.689***/2.687***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的统计水平下显著。

从表 4 可知，与普通独董子样本相比，聘请了明星独董的上市公司样本具有显著更高的其他应收款占比，这与表 3 的相关系数分析结果一致，初步支持了本文的研究假设 H1b，即明星独董不仅没有发挥更好的监督作用，反而成为大股东侵占中小股东利益的“挡箭牌”，加剧了第二类代理问题。此外，我们发现，负债水平越高、固定资产占比越大、董事会规模越大、高管持股比例越低、高管薪酬水平越低、国有控股的上市公司，越有可能聘请社会知名度高的明星级独立董事。

(四)多元回归分析结果

上文的相关系数分析结果和单变量差异分析结果已经为我们的研究假设提供了初步的经验证据，但上述分析没有控制其他相关因素的影响，所得到的



的研究结论具有一定的局限性。接下来,我们将通过多元回归方法更科学地分析明星独董的治理作用及其在不同产权性质企业的差异,以检验本文提出的研究假设。

1. 明星独董对双重代理成本的影响分析结果。表5列示了明星独董对上市公司第一类和第二类代理成本影响关系的OLS回归分析结果。模型1和模型2的结果表明,与假设H1b的预期相符,明星独董哑变量(STAR和adj\_STAR)得到了正回归系数,表明明星独董不仅没有发挥更好的监督约束作用,反而助长了管理层过度在职消费的代理行为及其成本(Agency\_cost1\_1),但这一结果并没有通过统计显著性检验。类似地,在模型3和模型4中,明星独董哑变量得到了负回归系数,意味着上市公司聘请明星独董反而降低了总资产周转率(Agency\_cost1\_2),加剧管理层闲暇享受以代替努力工作而引致的代理

问题,但这一结果也不具有统计显著性。在模型5和模型6中,被解释变量为其他应收款占比衡量的第二类代理成本(Agency\_cost2),解释变量明星独董哑变量的回归系数在5%的统计水平下显著为正,表明与聘请普通独董的上市公司相比,聘请明星独董的上市公司大股东侵占中小股东利益的问题更严重,具有更高的第二类代理成本,因而支持了本文的假设H1b。综上所述,表5的回归结果否定了假设H1a,在一定程度上支持了假设H1b,即提名并聘请明星独董并不是上市公司高管和大股东“作茧自缚”的积极治理行为,而是把明星独董作为“挡箭牌”以赢得外部投资者更多的信任和更少的监督,从而为公司内部人(特别是大股东)创造更多的“活动空间”,加剧了上市公司的双重代理问题,明星独董成为了一只更精致的“花瓶”,没有发挥应有的监督约束作用。

表5 明星独董与双重代理成本的OLS回归分析结果

	因变量 :Agency_cost1_1		因变量 :Agency_cost1_2		因变量 :Agency_cost2	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
STAR	0.005 (0.858)		-0.027 (-1.205)		0.004** (2.301)	
adj_STAR		0.007 (1.248)		-0.032 (-1.422)		0.004** (2.428)
Size	-0.027*** (-11.800)	-0.027*** (-11.808)	-0.017* (-1.912)	-0.017* (-1.907)	-0.003*** (-4.523)	-0.003*** (-4.534)
Leverage	-0.121*** (-9.280)	-0.121*** (-9.291)	0.401*** (8.175)	0.401*** (8.171)	0.023*** (6.955)	0.023*** (6.974)
Tangible	-0.050*** (-4.358)	-0.051*** (-4.379)	0.008 (0.157)	0.008 (0.174)	-0.022*** (-7.576)	-0.022*** (-7.582)
Growth	0.001 (1.637)	0.001* (1.652)	-0.002** (-1.991)	-0.002** (-2.001)	0.000*** (3.826)	0.000*** (3.834)
Age	0.003*** (6.999)	0.003*** (7.001)	0.001 (0.490)	0.001 (0.488)	0.000*** (3.344)	0.000*** (3.352)
Top1	-0.110*** (-7.487)	-0.110*** (-7.485)	0.313*** (5.101)	0.313*** (5.099)	-0.022*** (-5.813)	-0.022*** (-5.811)
Wedge	0.001 (0.328)	0.001 (0.328)	0.017 (0.992)	0.017 (0.998)	0.000 (0.140)	0.000 (0.125)
Blocks	-0.000 (-0.101)	-0.000 (-0.102)	0.010 (0.603)	0.010 (0.602)	-0.004*** (-3.525)	-0.004*** (-3.521)
Boardsize	0.001 (0.894)	0.001 (0.868)	0.003 (0.709)	0.003 (0.719)	-0.001** (-2.107)	-0.001** (-2.105)
Indboard	0.026 (0.766)	0.025 (0.751)	-0.057 (-0.397)	-0.056 (-0.391)	0.017* (1.899)	0.017* (1.903)
Mshare	0.016 (0.824)	0.016 (0.822)	0.187** (2.361)	0.187** (2.364)	-0.011** (-2.326)	-0.011** (-2.331)
Compensation	0.002 (0.760)	0.002 (0.761)	0.098*** (9.224)	0.098*** (9.223)	-0.003*** (-3.489)	-0.003*** (-3.491)
Duality	0.009 (1.589)	0.009 (1.588)	-0.014 (-0.700)	-0.014 (-0.700)	-0.001 (-0.643)	-0.001 (-0.642)

(续表5)

Institution	0.024** (2.150)	0.024** (2.150)	0.116** (2.468)	0.116** (2.469)	-0.005* (-1.704)	-0.005* (-1.707)
Big4	0.038*** (3.171)	0.038*** (3.165)	0.003 (0.068)	0.003 (0.072)	-0.001 (-0.367)	-0.001 (-0.381)
State	-0.009* (-1.785)	-0.009* (-1.790)	0.063*** (3.341)	0.063*** (3.345)	-0.004*** (-3.040)	-0.004*** (-3.046)
截距	0.756*** (14.581)	0.757*** (14.587)	-0.759*** (-3.795)	-0.761*** (-3.801)	0.130*** (9.106)	0.130*** (9.115)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3531	3531	3531	3531	3531	3531
F 值	29.73***	29.72***	48.72***	48.76***	14.43***	14.46***
VIF 值	2.39	2.39	2.39	2.39	2.39	2.39
R <sup>2</sup>	0.228	0.228	0.253	0.253	0.154	0.154
Adj. R <sup>2</sup>	0.221	0.222	0.247	0.247	0.147	0.147

注 (1)\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平下显著 (2)括号内数字为经异方差调整后的 T 检验值(双尾检验)。

对其他治理变量回归结果的分析。(1)第一大股东持股比例(Top1)的回归系数在模型 1、模型 2、模型 5、模型 6 中都显著为负,而在模型 3 和模型 4 中显著为正,且统计显著水平都达到了 1%,表明第一大股东持股比例代表的股权集中度越高,上市公司的双重代理成本越低。(2)股权制衡哑变量(Blocks)仅在模型 5 和模型 6 中得到了统计显著的负回归系数,表明多个大股东的股权制衡结构主要有利于抑制大股东侵占中小股东利益的机会主义行为,降低第二类代理成本,从而发挥一定的治理作用。(3)类似地,董事会规模(Boardsize)也仅在模型 5 和模型 6 中得到了统计显著的负回归系数,意味着董事会规模越大,越有利于降低第二类代理成本。然而,独立董事比例(Indboard)则正好相反,在模型 5 和模型 6 中的回归系数显著为正,预示着独立董事比例越高,上市公司大股东侵占中小股东利益的问题越严重,支持了独立董事的“花瓶”效应。(4)管理层持股(Mshare)和高管薪酬(Compensation)在模型 3 和模型 4 中都得到了显著为正的回归系数,在模型 5 和模型 6 中得到了显著为负的回归系数,说明高管激励机制有利于抑制管理层的闲暇享受行为和大股东

的利益侵占行为,发挥了有效的治理作用。(5)机构投资者持股(Institution)在模型 1、2、3、4 中都得到了显著为正的回归系数,在模型 5 和模型 6 中则得到了显著为负的回归系数,表明机构投资者持股在有效降低管理层闲暇享受行为和大股东利益侵占行为所导致的代理成本的同时,也会提高管理层过度在职消费行为,反映了机构投资者治理效应的两面性。(6)聘请四大会计师事务所审计(Big4)仅有利于降低管理层实物消费带来的第一类代理成本,因为 Big4 仅在模型 1 和模型 2 中得到了统计显著且负向的回归系数。总体而言,本文发现,在中国上市公司中,不同治理机制对于不同类型的代理问题的治理效果存在着明显差别,甚至有些治理机制(例如独立董事制度)不仅没有抑制反而加剧了上市公司的代理问题。

2.明星独董的治理效应在不同产权性质公司的差异分析结果。为了检验研究假设 H2 关于明星独董的治理效应在不同产权性质公司中对两类代理成本影响关系的差异,本文进一步把全样本划分为国有子样本(State=1)和民营子样本(State=0),分别进行了 OLS 多元回归分析,结果如表 6 所示。

表 6 明星独董、产权性质与双重代理成本的 OLS 回归分析结果

	因变量 :Agency_cost1_1		因变量 :Agency_cost1_2		因变量 :Agency_cost2	
	State = 1	State = 0	State = 1	State = 0	State = 1	State = 0
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
adj_STAR	0.011* (1.665)	-0.002 (-0.149)	-0.061** (-2.230)	0.028 (0.751)	0.002 (1.097)	0.006* (1.939)
Size	-0.022*** (-9.068)	-0.035*** (-7.800)	-0.031*** (-2.725)	0.003 (0.183)	-0.003*** (-3.777)	-0.003*** (-2.705)
Leverage	-0.093*** (-6.809)	-0.153*** (-6.358)	0.456*** (6.643)	0.376*** (5.376)	0.025*** (6.429)	0.020*** (3.430)

(续表6)

Tangible	-0.065*** (-4.674)	-0.037* (-1.788)	0.022 (0.346)	0.021 (0.294)	-0.021*** (-6.031)	-0.027*** (-4.993)
Growth	0.001* (1.871)	-0.004* (-1.729)	-0.001 (-0.678)	0.000 (0.067)	0.000*** (6.959)	0.000 (-0.579)
Age	0.002*** (4.499)	0.005*** (5.149)	0.004 (1.359)	-0.003 (-0.755)	0.000 (0.494)	0.001*** (3.480)
Top1	-0.109*** (-6.671)	-0.105*** (-3.797)	0.327*** (4.051)	0.196** (2.016)	-0.023*** (-4.661)	-0.021*** (-3.421)
Wedge	-0.005 (-1.121)	0.018** (2.186)	0.027 (1.251)	-0.010 (-0.374)	-0.002* (-1.853)	0.004* (1.768)
Blocks	0.002 (0.432)	-0.002 (-0.201)	-0.029 (-1.249)	0.058** (2.268)	-0.003* (-1.944)	-0.006*** (-2.838)
Boardsize	0.000 (0.089)	0.002 (0.614)	0.010* (1.765)	-0.009 (-1.169)	-0.001** (-2.227)	0.000 (-0.505)
Indboard	-0.023 (-0.680)	0.066 (1.020)	0.084 (0.405)	-0.245 (-1.344)	0.004 (0.443)	0.030* (1.844)
Mshare	-0.042 (-0.549)	0.045 (1.574)	-0.150 (-0.611)	0.220** (2.090)	-0.063*** (-3.978)	0.002 (0.353)
Compensation	0.001 (0.194)	0.008* (1.707)	0.113*** (7.822)	0.074*** (4.735)	-0.000 (-0.028)	-0.005*** (-3.739)
Duality	0.014 (1.640)	0.009 (1.223)	-0.009 (-0.270)	-0.029 (-1.150)	-0.000 (-0.126)	0.000 (0.033)
Institution	0.011 (0.977)	0.025 (1.158)	0.011 (0.198)	0.321*** (4.119)	-0.005* (-1.651)	-0.006 (-1.089)
Big4	0.023** (2.117)	0.066** (2.506)	0.107** (2.091)	-0.162** (-2.431)	0.002 (1.164)	-0.005* (-1.817)
截距	0.693*** (11.364)	0.837*** (8.710)	-0.743*** (-2.762)	-0.534* (-1.661)	0.104*** (5.975)	0.124*** (4.780)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1977	1554	1977	1554	1977	1554
F值	20.66***	11.29***	40.04***	22.66***	13.06***	8.12***
VIF值	2.46	8.90	2.46	8.90	2.46	8.90
R <sup>2</sup>	0.260	0.211	0.307	0.218	0.151	0.184
Adj. R <sup>2</sup>	0.249	0.196	0.297	0.203	0.138	0.168

注 (1)\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的统计水平下显著 (2)括号内数字为经异方差调整后的 T 检验值 (3)以 STAR 变量衡量明星独董时得到的分析结果与以 adj\_STAR 变量衡量明星独董得到的分析结果高度一致 故而在此省略相关的分析结果以精简篇幅。

对表 6 回归结果的分析。(1)在国有上市公司样本中,解释变量 adj\_STAR 与经营费用率衡量的第一类代理成本显著正相关(模型 1  $\beta=0.011$   $p<0.10$ ),与总资产周转率衡量的第一类代理成本显著负相关(模型 3  $\beta=-0.061$   $p<0.05$ ),而与其他应收款占比衡量的第二类代理成本正相关但不具有统计显著性(模型 5  $\beta=0.002$   $p>0.10$ )。这表明,由于国有上市公司的代理问题主要反映在股东与管理层间的第一类代理问题,明星独董的治理效应也主要表现在第一类代理成本上,即管理层实物消费和闲暇享受引致的第一类代理成本在聘请明星独董的国有上市公司中都显著更高。(2)在民营上市公司样本中,解释变

量 adj\_STAR 仅与其他应收款占比衡量的第二类代理成本显著正相关(模型 6  $\beta=0.006$   $p<0.10$ ),表明聘请明星独董主要加剧了民营企业中大股东侵占中小股东利益的第二类代理问题。综上所述,本文的研究假设 H2 得到了经验证据的支持,即由于第一类和第二类代理问题在国有和民营企业中的轻重程度不同,明星独董对双重代理成本的影响效应也因此国有和民营企业中表现出明显的差异。这一结果启示我们,未来关于国有和民营企业代理问题的研究,需要特别考虑产权性质的重要影响。

3.进一步分析:明星独董对公司绩效的影响。公司治理的终极目标是提高公司绩效和 market 价值以最



大化股东利益。既然明星独董加剧了上市公司的双重代理问题，那么明星独董最终是否会对上市公司的经营成果也产生负面影响呢？为此，本文进一步分析了明星独董对公司绩效的影响效应。具体地，本文

分别分析了明星独董对上市公司经营业绩和市值的影响关系，其中，经营业绩以 ROA 和 ROE 两个指标度量，市值以 Tobinq 度量，<sup>③</sup>得到的 OLS 多元回归分析结果如表 7 所示。

表 7 明星独董、产权性质与公司绩效的 OLS 回归分析结果

	因变量 ROA			因变量 ROE			因变量 Tobinq		
	全样本	State = 1	State = 0	全样本	State = 1	State = 0	全样本	State = 1	State = 0
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
adj_STAR	-0.007*** (-3.405)	-0.006** (-2.363)	-0.008** (-2.278)	-0.017*** (-4.392)	-0.014*** (-2.842)	-0.021*** (-3.296)	-0.554*** (-11.771)	-0.508*** (-8.944)	-0.643*** (-8.198)
Size	-0.001 (-1.311)	-0.003*** (-2.655)	0.001 (0.865)	-0.001 (-0.303)	-0.005** (-2.319)	0.006** (2.004)	-0.533*** (-21.933)	-0.462*** (-15.037)	-0.664*** (-16.998)
Leverage	-0.044*** (-8.795)	-0.038*** (-5.812)	-0.045*** (-5.799)	0.008 (0.888)	0.009 (0.793)	0.016 (1.103)	-1.586*** (-12.896)	-1.322*** (-8.158)	-1.804*** (-9.652)
Tangible	0.010* (1.887)	0.012* (1.834)	0.001 (0.066)	-0.013 (-1.434)	-0.004 (-0.334)	-0.035** (-2.389)	-0.368*** (-3.076)	-0.269* (-1.942)	-0.491** (-2.303)
Growth	0.000 (0.708)	0.000 (0.483)	0.002*** (2.859)	0.001 (1.138)	0.000 (1.313)	0.002* (1.702)	0.003 (1.212)	0.002 (1.136)	0.002 (0.055)
Age	0.000 (1.242)	0.001** (2.484)	0.000 (0.460)	0.000 (1.214)	0.002*** (3.345)	0.000 (-0.615)	0.042*** (7.944)	0.037*** (5.481)	0.055*** (6.322)
Top1	-0.004 (-0.611)	-0.003 (-0.361)	-0.001 (-0.124)	0.005 (0.434)	0.005 (0.360)	0.010 (0.461)	-0.161 (-1.027)	0.019 (0.102)	-0.503* (-1.782)
Wedge	-0.001 (-0.569)	-0.003 (-1.471)	-0.001 (-0.322)	0.002 (0.567)	-0.002 (-0.657)	0.003 (0.476)	-0.004 (-0.090)	-0.082 (-1.588)	0.125 (1.567)
Blocks	-0.005*** (-2.612)	-0.006*** (-2.715)	-0.003 (-1.056)	-0.006* (-1.798)	-0.009** (-2.135)	-0.001 (-0.231)	-0.089** (-2.066)	-0.064 (-1.194)	-0.131* (-1.838)
Boardsize	0.001** (2.223)	0.001*** (2.838)	0.000 (0.451)	0.002*** (2.593)	0.003*** (3.462)	0.000 (0.146)	0.023** (2.202)	0.022* (1.785)	0.014 (0.688)
Indboard	-0.029** (-1.970)	-0.032* (-1.724)	-0.028 (-1.130)	-0.032 (-1.250)	-0.033 (-1.055)	-0.045 (-1.042)	1.074*** (2.919)	0.799* (1.705)	0.801 (1.314)
Mshare	0.092*** (11.030)	0.203*** (3.336)	0.086*** (7.346)	0.160*** (11.761)	0.313*** (2.761)	0.142*** (7.499)	2.031*** (9.191)	5.503*** (3.609)	2.366*** (7.267)
Compensation	0.023*** (19.080)	0.022*** (13.404)	0.023*** (13.029)	0.042*** (20.122)	0.041*** (14.504)	0.041*** (13.498)	0.226*** (7.656)	0.177*** (4.539)	0.307*** (6.813)
Duality	0.001 (0.337)	0.005 (1.473)	-0.002 (-0.664)	0.001 (0.388)	0.006 (0.969)	-0.002 (-0.363)	0.100* (1.791)	0.035 (0.377)	0.126* (1.806)
Institution	0.074*** (14.429)	0.071*** (11.450)	0.076*** (8.406)	0.132*** (14.836)	0.132*** (12.172)	0.127*** (8.281)	1.306*** (10.619)	1.100*** (7.976)	1.579*** (6.820)
Big4	-0.003 (-0.604)	-0.001 (-0.117)	-0.004 (-0.565)	-0.007 (-0.884)	-0.002 (-0.196)	-0.016 (-1.165)	0.127 (1.341)	0.122 (1.108)	0.045 (0.237)
State	-0.010*** (-4.761)	-	-	-0.012*** (-3.247)	-	-	-0.138*** (-2.820)	-	-
截距	-0.237*** (-11.281)	-0.203*** (-7.433)	-0.322*** (-8.331)	-0.561*** (-14.436)	-0.497*** (-9.902)	-0.638*** (-9.641)	10.456*** (19.378)	9.452*** (13.146)	12.298*** (12.852)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3531	1977	1554	3530	1977	1553	3519	1976	1543
F值	53.14***	31.03***	28.74***	51.02***	31.26***	26.37***	75.09***	31.28***	44.02***
VIF值	2.39	2.46	8.90	2.39	2.46	8.90	2.39	2.46	8.90
R <sup>2</sup>	0.289	0.296	0.308	0.281	0.291	0.302	0.385	0.342	0.407
Adj. R <sup>2</sup>	0.283	0.286	0.296	0.275	0.281	0.289	0.380	0.333	0.396

注：同表 6。

从表 7 的回归结果可知,无论是经营业绩(ROA 和 ROE)还是市场价值(Tobinq),也无论是国有上市公司还是民营上市公司,明星独董哑变量(adj\_STAR)都得到了至少在 5%的统计水平下显著为负的回归系数。这一结果表明,与聘请普通独董的上市公司相比,聘请明星独董的上市公司的经营业绩和市场价值都显著更低,即明星独董不仅没有发挥更积极的治理作用,反而加剧了上市公司的双重代理问题,进而降低了公司的经营业绩和市场价值。因此,表 7 的回归结果在一定程度上为本文的研究假设提供了进一步的证据支持。

4.稳健性检验。本文进行了相应的稳健性检验以增加研究结论的可靠性。

(1)除了使用百度搜索引擎中检索条数排名在前 15%作为评判明星独董的分界点,本文还分别使用了 10%和 5%作为界定明星独董的评判标准,发现得到的相关分析结果基本保持一致,本文的研究结论仍然稳健成立。

(2)对于双重代理成本的度量方法,本文还分别使用了管理费用率衡量管理层的实物消费代理成本<sup>[3,40,41]</sup>、流动资产周转率衡量管理层的闲暇享受代理成本<sup>[34]</sup>、第一大股东及其子公司占用上市公司的其他应收款占比衡量大股东侵占中小股东利益的第二类代理成本,相关的回归分析结果仍然支持了本文的理论假设和研究结论。

(3)由于本文使用的是一个跨度 3 年的典型面板数据结构,我们还尝试使用了面板数据的固定效应模型估计方法进行了多元回归分析,得到的结果与上文的 OLS 多元回归分析结果基本保持一致。

(4)在仅对解释变量和被解释变量中的连续变量进行缩尾处理的基础上,本文还对所有的数值型控制变量进行了上下 1%的 winsorize 缩尾处理以消除极值的不利影响,得到的回归结果同样支持了本文的研究假设 H1b 和 H2。

稳健性检验结果表明,本文的实证研究结论是稳健可靠的。

## 五、研究结论与实践启示

中国的独立董事制度建设已经过去了 10 余年,但关于独立董事有效性的争论却从未停止过。本文从独立董事的社会声誉机制出发,在百度搜索引擎中通过手工搜集整理得到上市公司所有独立董事姓名的检索条数(以此反映独立董事的社会知名度),据此把独立董事划分为明星独董和普通独董,进而实证分析了明星独董在缓解上市公司双重代理问题中的治理效应。具体地,利用中国 A 股上市公司

2008~2010 年 3 531 个年度观察样本,本文发现,与聘请普通独董的上市公司相比,聘请明星独董的上市公司具有显著更高的双重代理成本(特别是第二类代理成本)和显著更低的经营业绩和市场价值。进一步,本文发现,产权性质对明星独董的治理效应具有重要的调节影响——明星独董主要加剧了国有控股上市公司的第一类代理问题和民营控股上市公司的第二类代理问题。

本文的研究结论主要有三点实践启示。首先,在中国,由于上市公司的内部人(包括管理层和大股东)垄断着独立董事的提名权,独立董事需要从上市公司领取报酬,即便是明星独董也未能发挥有效的监督治理作用,反而充当了一只更为精致的“花瓶”,加剧了上市公司的双重代理问题。因此,广大中小投资者不应该被明星独董的“明星”身份所欺骗而放松对上市公司的考察和监督,相关监管机构则应该特别加强对聘请明星独董上市公司的监管以更好地保护投资者利益。其次,虽然理论上具有很高社会知名度的明星独董可能面临高强度的媒体监督和公众舆论压力,但仍然无法有效制约他们的渎职行为。这与中国大众的盲目追星行为、明星的社会责任缺失、社会对明星渎职行为的处罚过轻等问题密切相关,近年来明星代言“问题企业”和“问题商品”的事件也同样说明了这一问题。因此,在当今信息化时代,新闻媒体与资本市场高度融合,明星身份的多元化和商业化发展,迫切需要中国证监会联合中国广电总局等相关部门建立统一的监管机制,在保护明星的商业利益同时,明确和强化明星的社会责任和对明星的监管,从而使得明星更好地发挥其应有的榜样和示范作用。最后,由于中国不同产权性质的上市公司具有不同类型的代理问题,中国的公司治理改革实践需要特别考虑产权性质的重要影响。具体地,针对国有企业,相关部门应该进一步落实国有资本的出资人地位及其职责,完善国企高管的监督与激励机制;针对民营企业,则需要从建立和繁荣多层次资本市场,健全投资者法律保护体系的根本点着手,在促进民营企业优化股权结构的同时保护中小投资者的利益。

需要指出的是,由于数据搜集成本的经济性和客观的技术限制,本文利用百度搜索引擎获得的姓名检索条数来界定明星独董的方法没能完全消除重名问题的不利影响,有待后续研究的进一步完善。此外,关于独立董事社会声誉机制的有效性问题,未来值得更多学者的研究关注,特别是明星独董具体给上市公司带来了哪些利弊,目前还不甚清楚。

注释：

① 详情请查看链接 <http://finance.sina.com.cn/stock/s/20120517/101112085739.shtml> 和 <http://stock.hexun.com/2012-05-23/141685627.html>

② 需要指出的是,本论文使用的独立董事个人网络检索数据是笔者在 2012 年 7~8 月手工搜集整理得到的。不同的检索时间将得到不同的检索数据,但笔者测试发现,两个不同检索时间下得到的检索数据高度正相关。

③  $ROA(\text{总资产报酬率}) = (\text{利润总额} + \text{财务费用}) * 2 / (\text{期初总资产余额} + \text{期末总资产余额})$ ;  $ROE(\text{净资产收益率}) = \text{净利润} * 2 / (\text{期初股东权益余额} + \text{期末股东权益余额})$ ;  $Tobinq(\text{公司价值}) = (\text{期末股票市值} + \text{期末总负债}) / \text{期末总资产}$ 。其中,非流通股或限制流通股份的股价以流通股股价代替。

#### [参考文献]

- [1] Coles J. L., Daniel N. D., and Naveen L. Boards: Does one size fit all [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2): 329–356.
- [2] Nguyen B. D., and Nielsen K. M. The value of independent directors: Evidence from sudden deaths [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(3): 550–567.
- [3] 陈运森.独立董事的网络特征与公司代理成本[J].*经济管理*, 2012(10): 67–75.
- [4] 魏 刚, 肖泽忠, Nick Travlos.独立董事背景与公司经营绩效[J].*经济研究*, 2007(3): 92–105.
- [5] 叶康涛, 祝继高.独立董事的独立性: 基于董事会投票的证据[J].*经济研究*, 2011(1): 126–139.
- [6] 陈运森, 谢德仁.网络位置、独立董事治理与投资效率[J].*管理世界*, 2011(7): 113–127.
- [7] 余峰燕, 郝顶超.具有行政背景的独立董事影响公司财务信息质量吗——基于国有控股上市公司的实证分析[J].*南开经济研究*, 2011(1): 120–131.
- [8] Erhardt N. L., Werbel J. D., and Shrader C. B. Board of director diversity and firm financial performance [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2003, 11(2): 102–111.
- [9] Xie B., Davidson W. N., and DaDalt P. J. Earnings management and corporate governance: The role of the board and the audit committee [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2003, 9(3): 295–316.
- [10] 王跃堂, 赵子夜, 魏晓雁.董事会的独立性是否影响公司绩效[J].*经济研究*, 2006(5): 62–73.
- [11] 胡奕明, 唐松莲.独立董事与上市公司盈余信息质量[J].*管理世界*, 2008(9): 149–160.
- [12] 陈运森, 谢德仁.董事网络、独立董事治理与高管激励[J].*金融研究*, 2012, 2: 168–182.
- [13] 叶康涛, 陆正飞.独立董事能否抑制大股东的“掏空”[J].*经济研究*, 2007(4): 101–111.
- [14] Core J. E., Holthausen R. W., and Larcker D. F. Corporate governance, chief executive officer compensation and firm performance [J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 51(3): 371–406.
- [15] Hermalin B. E., and Weisbach M. S. The effects of board composition and direct incentives on firm performance [J]. *Financial Management*, 1991, 20(4): 101–112.
- [16] Klein A. Firm performance and board committee structure [J]. *Journal of Law and Economics*, 1998, 41(1): 275–303.
- [17] Fosberg R. Outside directors and managerial monitoring [J]. *Akorn Business and Economic Review*, 1989, 20(1): 24–32.
- [18] Harford J. Takeover bids and target directors' incentives: The impact of a bid on directors' wealth and board seats [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 69(1): 51–83.
- [19] Bhagat S., and Black B. S. The non-correlation between board independence and long-term firm performance [J]. *Journal of Corporate Law*, 2002, 27: 231–273.
- [20] 胡勤勤, 沈艺峰.独立外部董事能否提高上市公司的经营业绩[J].*世界经济*, 2002(7): 55–62.
- [21] 于东智, 王化成.独立董事与公司治理: 理论、经验与实践[J].*会计研究*, 2003(8): 337–358.
- [22] 谭劲松, 李敏仪.我国上市公司独立董事制度若干特征分析[J].*管理世界*, 2003(9): 110–121.
- [23] 李常青, 赖建清.董事会特征影响公司绩效吗[J].*金融研究*, 2004(5): 64–77.
- [24] Peng M. W. Outside directors and firm performance during institutional transitions [J]. *Strategic Management Journal*, 2004, 25(5): 253–471.
- [25] 支晓强, 童 盼.盈余管理、控制权转移与独立董事变更——兼论独立董事治理作用的发挥[J].*管理世界*, 2005(11): 137–144.
- [26] Luo J.-h., Wan D.-f., and Cai, D. The private benefits of control in Chinese listed firms: Do cash flow rights always reduce controlling shareholders' tunneling [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2012, 29(2): 499–518.
- [27] 高 雷, 何少华, 黄志忠.公司治理与掏空[J].*经济学(季刊)*, 2006(4): 1157–1178.
- [28] 王 兵.独立董事监督了吗——基于中国上市公司盈余管理的视角[J].*金融研究*, 2007(1): 109–121.



- [29] 唐雪松 杜 军 申 慧.独立董事监督中的动机——基于独立意见的经验证据[J]. 管理世界, 2010(9): 138-149.
- [30] Su Y., Xu D., and Phan P. H. Principal-principal conflicts in the governance of the Chinese public corporation [J]. Management and Organization Review, 2008, 4(1): 17-38.
- [31] Fama E. F., and Jensen M. C. Separation of ownership and control [J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26 (2): 301-325.
- [32] Dyck A., and Zingales L. The corporate governance role of the media [R]. NBER Working Paper No.9309, 2002.
- [33] 李培功 沈艺峰.媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J].经济研究, 2010(4): 14-27.
- [34] 罗进辉.媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J].金融研究, 2012(10): 153-166.
- [35] Chen G., Firth M., and Xu L. Does the type of ownership control matter? Evidence from China's listed companies [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(1): 171-181.
- [36] 杨记军 逯 东 杨 丹.国有企业的政府控制权转让研究[J].经济研究, 2010(2): 69-82.
- [37] Li H., and Zhou L.-A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China [J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9-10): 1743-1762.
- [38] 陈冬华 陈信元 万华林.国有企业中的薪酬管制与在职消费[J].经济研究, 2005(2): 92-101.
- [39] 王力军 童 盼.民营上市公司控制类型、多元化经营与企业绩效[J].南开管理评论, 2008(5): 31-39.
- [40] Ang J. S., Cole R. A., and Lin J. W. Agency costs and ownership structure [J]. Journal of Finance, 2000, 55(1): 81-106.
- [41] 李寿喜.产权、代理成本和代理效率[J].经济研究, 2007(1): 102-113.
- [42] Jiang G., Lee C. M. C., and Yue H. Tunneling through intercorporate loans: The China experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98(1): 1-20.
- [43] Ferris S. P., Kim K. A., Nishikawa T., and Unlu E. Reaching for the stars: The appointment of celebrities to corporate boards [J]. International Review of Economics, 2011, 58(4): 337-358.
- [44] Friedman E., Johnson S., and Mitton T. Propping and tunneling [J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31(4): 732-750.

[责任编辑：冯 霞]